

台灣社會現象的分析，伊慶春、朱瑞玲主編
中央研究院三民主義研究所叢刊四，頁 311-335
78年6月，台灣，台北

台灣地區的家戶組成及其變遷 *

陳寬政 ** 涂肇慶 *** 林益厚 ****

家戶組成及其變遷在學術分工上，乃社會學與人類學的傳統研究領域，人口學者與經濟學者雖然均體認到家戶做為一個社會單元的重要性，卻由於理論模型均以個人為分析的單位，除了針對某些特定需求外，一貫疏忽對於家戶單位從事系統性的研究，未曾嘗試發展適當的分析方法與模型（Kuijsten and Vossen 1988）。這種情況在一九七〇年代中期開始有了轉變，人口學者與經濟學者紛紛為了各自的學術理由投入家戶組成與家庭行為之研究，乃有家庭人口學（Bongaarts, Burch, and Wachter 1987）與家庭經濟學（Schultz 1974）之興起。台灣在這方面的研究雖然起步較慢（賴澤涵與陳寬政 1980；王德睦與陳寬政 1988；Freedman, Chang, and Sun 1982；Chen 1987），卻也累積了若干研究發現與經驗。本文除了承續過去的努力，推展家戶組成的分析模型以外，也提出一個家戶組成的模擬程序與結果，做為與國外研究發現互相比較的基礎。

* 感謝評審人及主計處蔡素珍指正
** 中央研究院三民主義研究所研究員
*** 紐約州立大學奧本尼分校教授
**** 東海大學社會學研究所教授

壹、家戶組成之推計

當一九三八年德國侵入波蘭而引發第二次世界大戰時，美國的資源動員委員會為籌劃戰爭資源，特別委託人口普查局（Bureau of Census）發展出推計家戶數量的方法（United States National Resources Planning Committee, 1938; Glick, 1957），是為戶長率（Headship Rate）之首次運用於人口及家戶推計。戶長率的概念源自於平均戶量

$$A = P / H,$$

P 表示人口量而 H 表示家戶數量；由於家戶數量為人口量與平均戶量倒數之乘積，戶長率（戶長佔人口之比重）乃為平均戶量之倒數

$$h = H / P = (1 / A) P / P = (1 / A)。$$

取總戶數除以總人口即為所謂的「粗戶長率」（Crude Headship Rate），而年齡組的戶長人數比重則為「年齡別戶長率」（Age-Specific Headship Rate）。年齡別戶長率之所以重要，在於不同年齡的人口有不同的戶長率；嬰幼兒及少年人成為戶長的可能性遠低於廿至六十四歲的青壯年人口，老年人口又因心理生理及社經因素而逐漸讓出戶長的「地位」，使得戶長率形成年齡的函數如圖一所示。如同生育率及死亡率年齡函數之影響人口再生或數量變化，年齡別戶長率是瞭解家戶數量及其變遷的關鍵項目。

定義年齡別戶長率為

$$h(a, t) = H(a, t) / P(a, t),$$

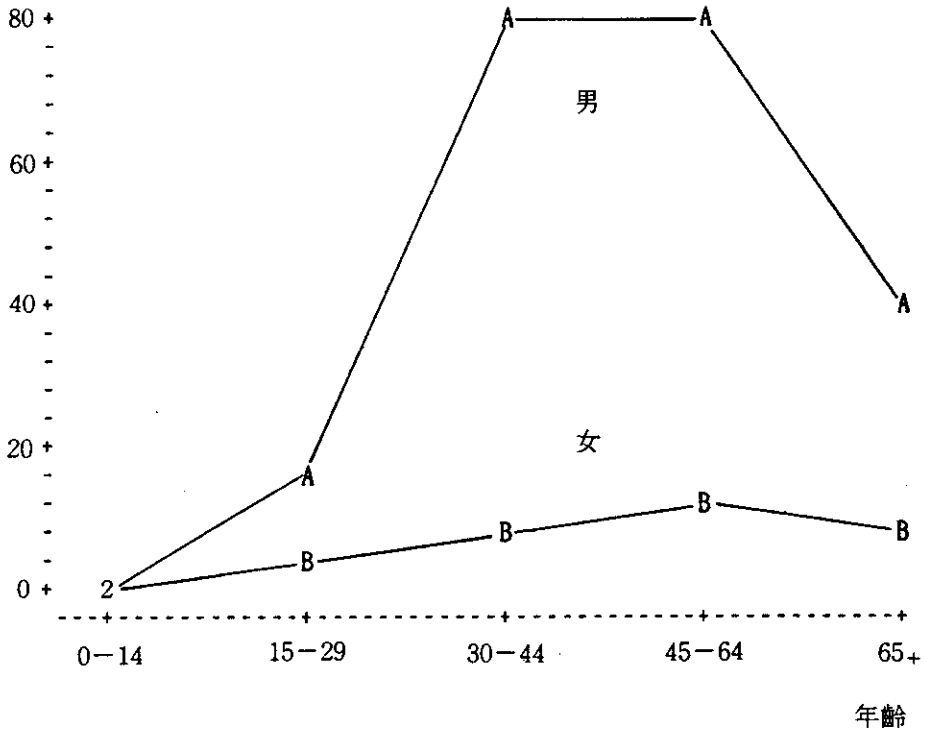
a 表示年齡而 t 表示時間（年期），則總戶數為

$$H(t) = \sum H(a, t) = \sum h(a, t) P(a, t);$$

等號兩邊均除以總人數 $P(t) = \sum P(a, t)$ ，得粗戶長率

$$h(t) = H(t) / P(t) = [1 / P(t)] \sum h(a, t) P(a, t) = \sum h(a, t) k(a, t) \text{ 為年齡別戶長率 } h(a, t) \text{ 與年齡組成 } k(a, t) = P(a, t) / P(t) \text{ 的乘積和。換句話說，粗戶長率不是年齡別戶長率}$$

圖一 台灣地區年齡別及性別戶長率，1966*



資料來源：一九六六年台灣地區戶口普查報表，
「戶長」係指「主要家計負責人」。

的簡單平均數，而是年齡別戶長率的加權平均數，且係以人口的年齡組成（年齡組人口佔總人口的比重）為權數。在年齡別戶長率固定不變的條件下，人口年齡組成因出生與死亡率的改變而發生變化，例如台灣地區自日據時期以來的人口轉型造成年齡組成的劇烈變動（陳寬政、王德睦、與陳文玲，1986），則粗戶長率及家戶總數因之而有變化；另一方面在年齡組成固定不變的條件下，年齡別戶長率可能因社會經濟變遷而發生變化，例如都市化與教育發展使子女傾向於自立門戶（徐良熙與林忠正，1984）等，也會引起粗戶長率及家戶總數的變易。

人口變遷及社會經濟變遷都是引發家戶數量變化的動因，家戶數量之推計係就過去的年齡性別戶長率及人口組成估算未來的家戶數量（United Nations, 1973）。年齡組成之推計屬人口推計（Population Projection）的範圍，有關的討論及著述頗多（例如Shryock and Siegel, 1973: 771-809; 行政院經建會1984; 陳寬政、王德睦、陳文玲、與葉天鋒，1987），此地不加贅述。要點是如果人口的年齡組成已經因人口推計而取得確當的數值，則年齡性別戶長率之推計為估算家戶數量的基礎。據聯合國的家戶推計手冊所言，一般推計年齡性別戶長率的方法有四，分別為（一）固定法：假定現有人口的年齡性別戶長率維持不變，（二）趨勢法：假定年齡性別戶長率就過去趨向繼續變化，（三）迴歸法：取年齡性別戶長率對社經變項（例如實質所得）之迴歸為推計，（四）目標法：係根據政策標的設定未來的年齡性別戶長率。這四種方法利弊互見，事實上也少有任何家戶推計僅使用其中一種方法者（Kono, 1987）。取得未來年齡性別人口量 $P(a,t)$ 及戶長率 $h(a,t)$ 以後，推估未來家戶數量的手續就剩加權平均程序了，只要將年齡組的 $P(a,t)$ 與 $h(a,t)$ 一一相乘後累計加總，即為家戶總數之推計。

但是單純的家戶總數推計其用途終究是有限的。年齡別戶長率可

進一步依據家戶及戶長特性（如家戶世代組成及戶長婚姻狀況等）加以分解，其中最重要的一種是依據世代組成而分別家戶類型，如核心家戶（Nuclear Household）、折衷家戶（Stem Household）、擴大家戶（Extended Household）等（詳見 Shryock and Siegel, 1973: 846-851之討論）。使用 $x=1, 2$ 或 3 代表這三種家戶類型，則年齡別與家戶類型別的戶長率為

$$h(a, x, t) = H(a, x, t) / P(a, x, t)。$$

此項數值對於學術研究及政府政策而言都是重要的基本數據：家戶結構及其變遷之分析幾乎是社會科學各個部門的共同興趣，人類學、社會學、經濟學、歷史學、及人口學等都有專門著述討論家戶的組成；由於不同類型的家戶有不同的住宅與福利需求，政府可以依據此項數據擬定相關措施與方案。可是除了研究者自行收集整理資料以外，各國的政府統計報表一般並不刊佈如此詳細，根據戶長年齡性別及家戶類型而彙整的次數分佈。

在資料缺乏的條件下，家戶組成之推計是相當困難的。將年齡別戶長率分解為年齡別及類型別的戶長率

$$\begin{aligned} h(a, t) &= H(a, t) / P(a, t) = [1/P(a, t)] \sum H(a, x, t) \\ &= \sum [H(a, x, t) / P(a, x, t)] [P(a, x, t) / P(a, t)] \\ &= \sum h(a, x, t) k(a, x, t), \end{aligned}$$

家戶組成之推計除年齡性別及類型別戶長率的資料以外，也需要年齡性別及類型別的人口組成資料才能將年齡組人口分派給不同類型的家戶。如果人口的代間人數對比沒有劇烈變動，而且社會經濟變遷不影響家戶同居的型態，似可假定折衷家戶及擴大家戶的人口佔年齡組人口比重為年齡的 U 型函數，而核心家戶人口比重則為年齡的單峯函數。圖一的年齡別戶長率可能包含數個類型別的單峯函數：核心家戶

的戶長率峯點較早，應接近於圖一峯點；折衷家戶的峯點較晚，而且變化較為徐緩。顯然家戶組成之推計需要有更為詳盡的數據資料為基礎，以上討論僅足以概略說明其複雜性。

貳、家戶組成之分析

但是政府統計報表不刊佈家戶類型別與年齡性別人口資料並不等於沒有資料。除了研究者自行從事抽樣調查外，就官方戶籍普查或抽查的原始資料加以彙整也能產生合適的報表做為家戶組成推計的依據。此地要進一步檢討的不是資料問題，而是模型設定問題。上述四種推計戶長率的方法（固定法、趨勢法、迴歸法、及目標法）適用於類型別戶長率之推計時，均需就不同類型的家戶分別推計，忽略各類型家戶間的動態關係，則推計的結果容易背離家戶組成的事實發展。此地謂「動態關係」係指各類型家戶因戶長年齡而互為消長的關係，有稱之為「家庭生命週期」者（Glick and Parke, 1965; Ryder, 1975; Wolf, 1985; Hohn, 1987）。簡而言之，一般人所居留的家戶其類型（成員組成）並不是一成不變的，常因成員之出生、死亡、及遷出入而發生改變；隨著戶長年齡之增長，核心家戶可能發展為折衷或擴大家戶，折衷或擴大家戶也有可能因關鍵成員（通常是父母）死亡而分解為數個核心家戶。人口動態（人口之出生、死亡、及遷出入）不只影響人口的年齡組成，也影響家戶的成員組成；人口變遷不只改變家戶的數量，也改變不同類型家戶的相對數量。

表一使用台灣省家庭計劃研究所的第三及第五次生育力調查資料，說明人口動態與家戶組成的關係。雖然核心家戶佔全部樣本家戶的比重於兩次調查均為百分之六十二，此項數值的組成因素於兩次調查間卻有重大的差別：一九七三年時有百分之四十三的核心家戶其戶長父母雙亡或不在台，於一九八〇年則降低為百分之卅一；一九七三年時戶長父母與戶長的兄弟之一同居者佔核心家戶百分之廿五，於一

九八〇年上升為百分之卅；戶長父母獨居者於一九七三年時佔核心家戶百分之卅二，於一九八〇年則增加為百分之四十。若將「核心家戶」定義為戶長父母健在但選擇獨居的家戶，則人口因素對家戶組成的影響或可完全排除，表一顯示不同類型家戶所佔比重因之而有明顯改變。顯然家戶組成因戶長父母的生育率及存活率而有不同，也因戶長的遷徙行為及父母的居住偏好而異。另一方面家戶同居需要有足數成員使用的住宅空間，雖然每個成員所需用的空間大小可因社會階層及同居偏好強度而有不同。影響家戶組成的因素可以分別為兩大類，一為社經因素，另一則為人口及主觀因素，前者必需透過後者才能對家戶組成產生作用，則家戶組成之分析與模擬需以後者為主要考慮項目（Bongaarts, 1983; Brass, 1983）。

表一 家戶人口組成與人口變遷*

家戶類型	1973			1980		
	N	(1)%	(2)%	N	(1)%	(2)%
核心家戶	3443	62.2	34.5	2361	62.1	39.3
父(1)雙亡或不在台	1469	26.6	—	720	19.1	—
(2)與其他兄弟同居	873	15.8	—	706	18.5	—
母(3)獨居	1101	19.9	34.5	935	24.5	39.3
複合家戶	2091	37.8	65.5	1445	37.8	60.7
(1)折衷家戶	1583	28.6	49.6	1123	29.4	47.2
(2)擴大家戶	508	9.2	15.9	322	8.4	13.5
合計	5534	100.0	100.0	3816	100.0	100.0

* 第二行百分比係自樣本中去除父母雙亡或不在台者、以及父母與兄弟之一同居者以後，重新計算的結果。

資料來源: Freedman et al. 1982: Table5, 略經修飾。

以下我們假定每個家戶都能取得所需要的住宅空間，而且不對外遷徙的封閉性人口：將人口再生（Population Renewal）式間隔化（Discretized）適用於兩代間，

$$B(t) = buB(t-1) = bP(t)。$$

再生式的 $B(t)$ 表示新生人口數，而 $P(t)$ 表示成年（父母）人口數， b 為父母的生育率， u 為其存活率。如果兩代間的存活及生育水準無顯著變化，則現有老年（父母的父母）人口為

$$R(t) = vP(t-1) = vuB(t-2)，$$

v 為成年人存活至老年的機率。為避免兩性問題（Keyfitz, 1977: 9-12）困擾分析，假定單性生殖的人口並且冠以男性名詞，則當人口的內部遷徙不影響家戶組成時， $r(t) = \theta R(t) / P(t)$ 為成年男子家中有父親同居的比例，而核心家戶（或稱兩代家戶）佔全部家戶的比重為

$$n(t) = 1 - r(t) = 1 - [\theta R(t) / P(t)] = 1 - \theta v / ub$$

其中 $0 \leq \theta \leq 1$ 表示老年父親與成年兒子同居的意願， ub 表示平均每一老年父親所擁有的存活兒子人數。

表二參考表一，選出某些可能數值代入上列核心家戶組成的等式中，顯示核心家戶比重（也是成年男性為核心家戶戶長的機率）與戶長父親的存活率、同居意願、及戶長成年兄弟人數（ $ub-1$ ）間之比例關係。當父親存活率及同居意願不變時，戶長的兄弟人數越多則其為核心家戶戶長的機率越高；當戶長的兄弟人數及父親同居意願不變時，上一代的存活率越高則下一代的核心家戶戶長率越低；另一方面當生育率及存活率都不變時，上下兩代同居的意願越低則下一代的核心家戶戶長率越高。台灣地區自日據時代中期以來，由於死亡率（尤其嬰幼兒死亡率）大幅下跌而致人口快速成長，光復以後又因生育率隨後下跌而造成人口成長之趨向緩和，至今已漸近於完成人口學文獻

之所謂「人口轉型」(陳寬政、王德睦、與陳文玲, 1985)。人口因生育率及死亡率轉型而大幅成長, 在世界各地人口史上都是短暫的過渡現象, 其間因年齡別死亡率及出生量之變動而造成人口年齡組成的劇烈改變, 也可能造成家戶組成的大幅變化。除非我們能設法將人口變遷的成份析離出來, 否則社會學功能論之所謂「家戶核心化」乃是不能有效予以驗證的命題。

表二 核心家戶比重、同居意願、存活率、及生育率

(I) 與成年兒子同居的意願 $\theta = .8$

存活兒子人數	父 親 存 活 機 率				
	.5	.6	.7	.8	.9
4	.9000	.8800	.8600	.8400	.8200
3	.8667	.8400	.8133	.7867	.7600
2	.8000	.7600	.7200	.6800	.6400
1	.6000	.5200	.4400	.3600	.2800

(II) 與成年兒子同居的意願 $\theta = .6$

存活兒子人數	父 親 存 活 機 率				
	.5	.6	.7	.8	.9
4	.9250	.9100	.8950	.8800	.8650
3	.9000	.8800	.8600	.8400	.8200
2	.8500	.8200	.7900	.7600	.7300
1	.7000	.6400	.5800	.5200	.4600

(III)與成年兒子同居的意願 $\theta = .4$

存活兒子人數	父 親 存 活 機 率				
	.5	.6	.7	.8	.9
4	.9500	.9400	.9300	.9200	.9100
3	.9333	.9200	.9067	.8933	.8800
2	.9000	.8800	.8600	.8400	.8200
1	.8000	.7600	.7200	.6800	.6400

表二指出，除了人口變遷會影響家戶組成以外，家戶成員的同居意願也是很重要的決定因素，所以曾毅（Zeng, 1986）的模擬分析顯示父子不同居的意願越高核心家戶的組成越大。另一方面人口的生育率越低則核心家戶的比重越低，但是當生育率低於代換水準時則因下一代人數顯著減少，造成父母無子女同居的情況，使得核心家戶的比重上漲。我們認為討論「現代化」與家戶組成的關係時，重點應該是在於同居意願的變化，而不在於各種家戶比重的表面狀況，父母子女同居意願的變化顯然受到社會經濟制度的影響，例如「養兒防老」就是在欠缺現代安全制度的條件下，一般人退休生活的主要保障。人口學者（Preston 1978; Nugent 1985; 王德睦 1988）甚至於發現養兒防老是生育行為的理性因素，文獻上稱為「保險效果」，則同居意願似乎又對人口變遷的某些成份產生影響。我們認為一個完整的動態模擬應該能將出生率、死亡率、以及同居意願的變化與相互關係列為重點考慮，雖然在人口再生的模型中同時討論兩性問題及同居意願幾乎是一項學術災難。

事實上同居意願之分析一如其他有關態度和動機之研究，乃是相當困難的工作。雖然一般人及社會學者都相信，由於現代化的影響，越年輕的人越是反對父母子女同居的生活方式，我們（王德睦與陳寬政

1988) 曾有資料顯示年齡與同居意願的相關似乎是非線型的相關, 年輕與年老的兩端均有較多反對父母與子女同居者, 而中年人(卅五至四十九歲之間)則較多贊成同居的生活方式。由於資料所顯現的相關非常薄弱, 我們不願意妄下結論。表三使用行政院主計處的「家庭生活及社會環境意象」調查資料, 指出婚後與父母同居及退休後與子女同居這兩種態度似乎是相關但不一致的態度, Yule's Q 得 0.574, 顯示兩者間有中度的相關, 但反對婚後與父母同居者卻有百分之四十四希望退休後能與子女或其他親戚同居, 其中大部份都希望能與子女同居。至於實際上的生活方式, 則我們(王德睦與陳寬政, 1988)的分析已經指出, 由於父母存活率的關係, 愈年輕的人有愈高比例與父母同居。其實, 這些發現已經說明實際的生活條件對家戶組成之影響。

表三 父母子女同居意願之調查

婚後與父母同居	退休後希望		計
	不獨居	獨居	
不反對	5135	1776	6901
反對	2195	2788	4983

資料來源: 行政院主計處, 一九八三年「家庭生活與社會環境意象」調查, 磁帶檔。

參、家戶組成之模擬

由於兩性問題以及同居意願之困擾, 家戶組成及其變遷之分析迄未見有完整的模型以為依據, 晚近學者乃漸傾向於數據性方法之運用, 借助各種不同的簡化假定之設立而取得電腦模擬的結果。一般而言, 越是複雜的模擬越能接近事實狀況; 例如 Wachter, Hammel and

表四 一九八〇年普查人口之性別年齡及婚姻狀況*

年 齡 分 組	男 性			女 性		
	總人數	有偶	未婚	總人數	有偶	未婚
0-4	1049289			982829		
5-9	932774			882231		
10-4	989346			935522		
15-9	1048418	8971	1039342	996186	52407	943126
20-4	998246	124281	872371	964920	394316	564782
25-9	905536	541093	357419	859193	694445	148881
30-4	608247	522195	75835	570506	520088	32420
35-9	463298	423050	29505	437112	410076	9048
40-4	448575	412255	22723	432047	402107	5299
45-9	434248	387185	28272	375613	341006	3379
50-4	481707	387633	66680	326706	279982	2818
55-9	384145	286202	66681	265620	205162	2594
60-4	267452	194321	39331	203928	133324	2057
65-9	202218	140761	25806	168395	89184	1811
70-4	88518	58056	7956	94669	36901	866
75-9	45862	26868	3190	56557	14241	571
80-4	25676	11481	1167	43208	5792	353

* 總人數減未婚人數為已婚（Ever Married）人數，已婚人數減有偶人數為離婚喪偶人數。

資料來源：中華民國六十九年台閩地區戶口及住宅普查報告第一卷表五及表七。

下一步計算是根據普查報告所涵蘊之有偶婦女年齡別生育率（表五）及對應存活率代入人口再生式，產生「存活子女」的年齡別人數分佈。這些「存活子女」的年齡在0-4歲及65-9歲之間，0-4歲的「存活子女」其父母年齡必需小於50歲，只有80-4歲的父母才可能擁有65-9歲的「存活子女」；同時這些「存活子女」的人數必需少於普查各年齡組的人數，而為普查年齡組人口的一部份，以包容

Laslett (1978) 的家庭史模擬分析，就能在電腦的記憶體中創造出相當完整的個別家庭生命史。但越是複雜的模擬過程需要輸入越多的參數資料，則模擬者越是不需要從事模擬；例如 Wachter, Hammel and Laslett (1978) 的模擬係奠基於中古世紀以來的歐洲教區資料 (Parish Data)，事實上已握有大批家庭生命史的記載，其模擬結論不見得比單純的資料分析能有所增益。比較簡單的模擬近似於戶長率之推計，對於資料的依賴程度較低，所使用的假定也較為粗糙，主要是應用在總體現象與趨勢之解析上。此地我們也嘗試發展一個家戶組成的模擬程序，引進較為完整的年齡結構與人口再生過程，允許兩性合組家庭及同居意願之運作，在較為接近事實狀況的條件下解析家戶同居型態的變遷及其影響因素。

我們的模擬程序略同於 Bongaarts (1987) 及曾毅 (Zeng, 1986) 的家庭生命表 (Family Status Life Table) 之計算，均假定除未婚人口生育率為零以外，生育及死亡率不因胎次或婚姻 (有偶、喪偶、或離婚) 狀況而有不同，則同一組人口再生式適用於胎次別及婚姻別的人口，模擬程式及其說明均附載於林益厚的博士論文 (1989)。我們使用台灣地區一九八〇年的人口普查資料建構基礎人口及其家戶組成，表四陳列此一人口的年齡性別及婚姻狀況分佈。一如 Bongaarts (1987)、曾毅 (1986) 及其他學者的計算，我們也採用「女性支配」(Female Dominant) 的方式來規避兩性問題；所謂「女性支配」，指的是使用女性生育函數為人口再生運算的基礎，而男女配對也以女性人數為基準，則女性在模擬過程中結婚的數量等於男性成婚的數量。為了簡化計算程序，我們的模擬與其他學者的計算一樣，均假定「一夫一妻」的婚配為普遍通行的制度；也有與其他計算不同之處，雖然 Bongaarts (1987) 及曾毅 (1986) 未有明確交代，我們另外假定男女婚配限在同一個年齡組內為之。也就是說，表四資料輸入模擬程式後，第一個計算乃是修改各年齡組的男性有偶人數，使等同於女性有偶人數。

父母亡故及不在台出生的人口。我們假定普查時 44 歲以下的人口（也就是一九三六年以後出生的人口）均在台出生，以排除戰爭及境外遷徙對家戶組成的影響，則 40—4 歲以下各年齡組「存活子女」人數與普查人數的差額取決於母親的存活率，四十五歲以上各年齡組的差額雖仍以母親存活率為主要影響因素，卻包含有其他因素之影響。由於普查各年齡組人口間的父母子女關係已經因再生式之運算而確定，接下來只要將父母及子女家戶根據同居意願合併為三代（父母與已婚子女之一同居）及兩代家戶（父母與未婚子女同居或獨居），我們就能模擬核心（兩代）家戶比重受生育與死亡率及同居意願之影響過程。

表五顯示我們的模擬程序與 Bongaarts (1987) 及曾毅 (1986) 的計算最大不同之處，係在於他們的計算為穩定人口模型 (Stable Population Model) 之運用，假定同一組生育及死亡率適用於各年齡組人口的生命過程，則不同生育及死亡率所產生的家戶組成差異，基本上乃是不同人口之比較。但是在實際狀況下，尤其當人口的晚近歷史中包含有劇烈人口變遷的事實（例如台灣與大陸人口），各個不同年齡組人口所適用的生育及死亡率水準不但差別極大，而且表現與家戶組成息息相關的變化趨勢，穩定人口的計算雖然便於所謂的「靜態比較」，其結論卻不一定適用於實際家戶組成變遷之說明。事實上我們的雙年齡組（或兩代）分析模型也是穩定人口模型的一種運用，其結論固然簡單明瞭，其說明力卻不能不說是有限的。如果家戶組成之模擬可以比擬為人口推計的一種 (Bongaarts, 1987: 209)，則「人口倒推」(Population Retrojection) 可能是更適合於我們的模擬程序名目；我們的程序接受各年齡組人口生育及死亡率不同的事實，在模擬生育及死亡率變遷的效果時設法保持各年齡組的差異型態。也就是說，我們的模擬結果可以用「當初各年齡組的生育及死亡率水準如果……，則一九八〇年人口普查時的家戶組成當為……」的

表五 一九八〇年台閩地區人口普查所涵蓋之年齡別生育率*

目前 年齡	生 育 時 年 齡							年 齡 組 生 育 率
	15-9	20-4	25-9	30-4	35-9	40-4	45-9	
15-9	.037	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.04
20-4	.034	.447	.000	.000	.000	.000	.000	.48
25-9	.033	.592	.904	.000	.000	.000	.000	1.53
30-4	.041	.783	1.027	.703	.000	.000	.000	2.55
35-9	.042	.951	1.328	.739	.456	.000	.000	3.52
40-4	.045	1.023	1.543	.964	.482	.228	.000	4.29
45-9	.046	1.130	1.693	1.181	.667	.256	.055	5.03
50-4	.054	.980	1.807	1.302	.824	.357	.062	5.39
55-9	.084	.955	1.449	1.324	.865	.421	.083	5.18
60-4	.117	1.248	1.402	1.039	.860	.433	.097	5.20
65-9	.124	1.559	1.762	.986	.658	.417	.098	5.60
70-4	.137	1.664	2.197	1.241	.628	.321	.093	6.28
75-9	.151	1.782	2.358	1.574	.807	.312	.071	7.06
80-4	.185	2.079	2.741	1.834	1.114	.438	.076	8.47
平均	.081	1.169	1.684	1.172	.736	.354	.079	5.27

* 年齡組生育率即人口年輪 (Birth Cohort) 的完成生育率 (Completed Fertility Rate)，表示該年齡組迄至普查時為止平均每一婦女所曾生育的子女人數。原始資料根據初婚年齡及普查年齡陳列活產子女人數，此地所列數值係設定各年齡組的生育率年齡分佈 (Age Pattern) 等同於一九五〇至一九八〇年間的平均分佈不變，進一步處理的結果。

資料來源：中華民國六十九年台閩地區戶口及住宅普查報告第一卷表八。

條件句來描述。

在將同居意願代入模擬運算以前，由於有些父母並未生育、有些只生育少數幾胎、有些則多胎生育，必需根據父母的生育胎數分佈（民六十九年戶口及住宅普查報告第一卷總說明表6-1）來計算有已婚「存活子女」與父母同居的機率。定義 $\pi(p)$ 為父母的生育胎數分佈， p 表示胎數，

$$\sum \pi(p) = 1;$$

若 m 為生育男孩的機率，將各年齡組父母的「存活子女」人數

$$f = \sum [\pi(p) / (p \cdot m)],$$

乘上已婚率及並排除有偶女兒人數後，即為可供父母選擇同居的已婚子女人數。這些已婚子女包括有偶、喪偶、或離婚的兒子，以及喪偶或離婚的女兒（媳婦）；此一數值再乘上父母的同居意願（例如0.8）即為與父母同居的已婚子女人數。為了避免使模擬程序過於複雜、模擬結果過於細瑣，我們在結合父母子女家戶時又增加了三個設定條件：一是父母只能與已婚子女之一的家戶同居，不能合併二個以上已婚子女的家戶；二是兄弟姐妹婚後不能結合為擴大家戶；三是折衷家戶（也就是父母及已婚子女同居之家戶）內最多只有三代，而且第三代必需未婚。這三個設定條件除了大幅度簡化模擬程序以外，對家戶組成的影響是偏向於抬高核心家戶的比重，壓低折衷家戶的平均戶量，對於生育與死亡率以及同居意願變化的「效果」走向卻不會產生影響。

我們假定基礎人口的同居意願參數為0.8，經過模擬運算後得其核心（兩代）家戶比重為.6881，總戶數為三百廿九萬餘戶，平均戶量為 5.08 人，其中核心家戶平均戶量 2.86 人，折衷（三代）家戶 9.96 人。進一步檢討生育率、死亡率、以及同居意願變化對家戶組成的影響，我們考慮生育率、死亡率、及同居意願不分年齡一致平減若干數量的「效果」，發現死亡率變化的影響幾乎為零。在我們的模

擬程序中，死亡率變化對家戶組成沒有影響乃是預期的；由於死亡率不分年齡平減若干數量，放到表二的分析模型中，則 v 與 u 各自在分子與分母增加的部分互相沖抵，其效果自然受到相當程度的抑制。鑑於台灣地區的壽命水準已經迫近高限，我們認為死亡率變化對家戶組成之影響在實際狀況下也是微小的，所以下列討論以生育率及同居意願之變化為主。表六陳述生育率及同居意願不分年齡一致平減（或增加）若干量數的結果，存活率則固定在普查年齡組人口的對應水準上，顯示核心家戶比重之變化符合前述分析模型之預期。

首先值得指出，核心家戶比重固然隨生育率之降低而減少，其變量卻是相當有限的，變化範圍僅在百分點的個位數內，而且如曾毅（1986：688-9）已有發現者，當生育率低於某一限值時核心家戶比重不降反昇。其次應該說明，我們的結果除了核心家戶比重的變化方向與曾毅的結果一致以外，其餘無論是在變化量值或在核心家戶比重回昇點之界定上，均有很大的差別。我們認為核心家戶比重在平均完成生育率降低 $CFR = 4.32$ 以後回昇是正確的結果，曾毅指出核心家戶比重需在生育率低於替換水準（ $TFR = 2.21$ ）以下才回昇，似可歸因於他使用時期率（Period Rates）而我們使用年輪率（Cohort Rates）來界定生育水準，兩者不同所產生的差別。令 a 表示生育時的年齡， c 表示年齡組人口的出生年，則表五年齡別生育率沿對角線累加

$$\sum b(a, c+a) = TFR(t), \quad t=c+a,$$

為時期別的總生育率；按照此一程序計算表五所涵蘊的總生育率，自一九四一年開始迄至一九八〇年為止，每五年的平均分別為 4.41, 4.56, 5.68, 5.46, 5.06, 4.21, 3.19, 2.83，吻合生育率水準在這四十年內的變化歷程。

由於年輕人口的生育水準已經迫近替換水準，可以預期父母子女同居的機率接近於一。我們核算上述 f 參數所界定的成年子女與父母

同居的機率，按父母的年齡組從 30—4 歲開始（廿九歲以下無成年子女）以迄於 80—4 歲為止，依次序分別為 0.7721, 0.6353, 0.5649, 0.5077, 0.4794, 0.4919, 0.5033, 0.5161, 0.5091, 0.5226, 0.5771。雖然基礎人口的平均完成生育率為 5.27，實則此一生育率已包括有迫近替換水準的生育率，加上子女存活以及胎次分佈的影響，除了生育高原期（廿至廿九歲之間）適逢戰後生育鋒期（一九五〇至一九五九年間）的年齡組（五十至五十九歲）以外，父母子女（媳）人數對比在各年齡組都已超過一比二的水準，尤其是 30—4 歲年齡組的人數對比竟超過一比 1.35，就整個人口而言此一比值當於平均完成生育率降低 4.32 以後上漲到一比一的水平以上，產生父母無已婚子女可以同居的情況，父母乃被迫獨居而為核心家戶（父母與未婚子女同居者仍為核心家戶）。

最後值得說明者，同居意願的變化對於家戶組成確有重大的影響，其影響大於人口因素所能產生的效果，而且兩者在模擬程序中互相獨立。此項結果似乎支持社會學功能論的「現代化」命題，指出雖然生育及死亡率會影響人口的家戶組成，家戶組成的大幅變動卻是同居意願變化才能產生的。我們在表三討論中已經指出同居意願的調查並不簡單，歷年來學者及政府機構所搜集的資料雖然顯示此項意願有下降的趨勢，其進一步的分析如果不是付之厥如就是有矛盾未解之處，仍待學者的持續努力與累積成果。如果我們取表一父母獨居的比例來測度同居意願，則此一比例於一九七三至一九八〇年間自百分之廿上昇到百分之廿五的水準，換算父母與子女同居的意願為 0.80 及 0.75，則台灣地區家戶組成之變遷應是在表六自左上角向右下角發展的趨向：一方面雖然生育率節節下跌，另一方面同居意願卻也呈現下降的趨勢，由於同居意願產生較大的影響，核心家戶的比重乃隨之而上漲。再者，由於台灣地區的育齡婦女總生育率於一九八〇年以後持續下跌，已經數年維持低於替換水準以下，可以預期核心家戶的比重將於未來持續上漲。

表六 生育率、同居意願、與核心家戶比重之模擬

平均 完成 生育	同 居 意 願					
	1.0	0.9	0.8	0.7	0.6	0.5
5.27	.5820	.6348	.6881	.7373	.7830	.8255
4.84	.5676	.6269	.6816	.7320	.7788	.8222
4.45	.5584	.6194	.6754	.7270	.7748	.8191
4.04	.5547	.6163	.6729	.7250	.7732	.8179
3.61	.5630	.6232	.6785	.7296	.7768	.8207
3.16	.5792	.6366	.6895	.7385	.7839	.8262

肆、結論與檢討

人口變遷對於家戶組成產生影響，乃是一個頗為複雜的動態過程。雖然我們的分析模型印証調查資料之解析，均指出人口變遷可能對於家戶組成產生重大的影響，我們的模擬程序在若干簡化條件的輔助下卻得到不同的結果。經過反覆檢討，比較過我們與其他學者的結論以後，我們認為本文所提出的分析模型結論與其他學者的模擬結果一樣，都是過於簡化的論斷。一個人口當然不只是由兩代構成，也不可能各個年齡組的人口（人口年輪）都適用相同的生育及死亡率，正由於多個年齡組適用差異極大的生育及死亡率，我們的模擬程序產生與其他研究不同的結果。但是從另一個角度來看，我們的模擬程序也是一個過度簡化的程序，尤其是設定了折衷家戶不過三代而且第三代需為未婚的條件，使得核心家戶的比重偏高，可能導致變量偏小的結果。在各地人口學者競相發展較為接近實際生活條件的模擬程序的情況下，我們認為家戶組成之模擬應視為目前值得持續累積發展的方向。當相關的程序步驟逐漸確定下來，我們就取得了家戶組成推計與分析的有效方法與模型，對於家戶組成與人口變遷的動態關係就有了適當的瞭解與掌握。

參考資料

徐良熙與林忠正

- 1984 「家庭結構與社會變遷，中美『單親』家庭之比較」，**中國社會學刊**八：1-22。

經建會人力規劃小組

- 1985 **中華民國臺灣地區民國73年至100年的人口推估**。臺北：行政院經濟建設委員會。

王德睦與陳文玲

- 1985 「日據時代以來臺灣地區之死亡率變遷」，**廿世紀的臺灣人口變遷研討會論文集**。臺中：中國人口學會。

王德睦與陳寬政

- 1988 「現代化、人口轉型、與家戶組成：一個社會變遷理論之驗證」，編入楊國樞與瞿海源（主編），**變遷中的台灣社會**，頁45-59。台北：中央研究院民族學研究所。

賴澤涵與陳寬政

- 1980 「我國家庭形式的歷史與人口探討」，**中國社會學刊**第五期：25-40。

陳寬政、王德睦、陳文玲與葉天鋒

- 1987 **因應我國人口高齡化之對策**。行政院研究發展考核委員會。

王德睦

- 1988 「嬰幼兒死亡率影響生育率之模擬分析」，**臺北：臺灣社會現象研討會**。中央研究院三民主義研究所(排版中)。

林益厚

- 1989 **人口變遷與家戶組成：台灣地區的模擬分析**。台中：東海大學社會學研究所博士論文。

Bongaarts, John

1983 "The Formal Demography of Families and Households: An Overview", *IUSSP Newsletter* 17: 27-42.

1987 "The Projection of Family Composition Over the Life Course with Family Status Life Tables", pp. 189-212 in J. Bongaarts, T. K. Burch, and K. W. Wachter (eds.), *Family Demography: Methods and Their Application*. New York: Oxford University Press.

Bongaarts, John, Thomas K. Burch, and Kenneth W. Wachter (eds.)

1987 *Family Demography: Methods and Their Application*. New York: Oxford University Press.

Brass, W.

1983 "The Formal Demography of the Family: An Overview of the Proximate Determinants", pp. 37-49 In *The Family*. London: *British Society for Population Studies Occasional Paper*, No.31.

Chen, Kuanjeng

1987 "On the Change of Household Composition in Taiwan", *Chinese Journal of Sociology* 11: 173-83.

Freedman, Roald, Ming-cheng Chang, and Te-hsiung Sun

1982 "Household Composition, Extended Kinship, and Reroduction in Taiwan: 1973-1980", *Population Studies* 36 (November): 395-411.

Glick, P. C.

1957 *American Families*. New York: John Wiley and Sons, Inc.

Glick, P. C. and R., Parke Jr.,

1965 "New Approaches in Studying the Life Cycle of the Family", *Demography*, 2: 187-202.

Hohn, Charlotte

- 1987 "The Family Life Cycle: Needed Extensions of the Concept", pp. 66–80 in J. Bongaarts, T. K. Burch, and K. W. Wachter (eds.), *Family Demography: Methods and Their Application*. New York: Oxford University Press.

Keyfitz, Nathan

- 1977 *Applied Mathematical Demography*. Reading: Addison–Wesley Publishing Company.

Kono, Shigemi

- 1987 "The Headship Rate Method for Projecting Households", pp.287–308 in J. Bongaarts, T. K. Burch, and K. W. Wachter (eds.), *Family Demography: Methods and Their Application*. New York: Oxford University Press.

Kuijsten, Anton and Ad Vossen

- 1988 "Introduction", pp.1–12 in N. Keilman, A. Kuijsten and A. Vossen (eds.), *Modelling Household Formation and Dissolution*. New York: Oxford University Press.

Nugent, Jeffrey B

- 1985 "The Old—Age Security Motive for Fertility", *Population and Development Review* 11 (March): 75–97.

Preston, Samuel H.

- 1978 "Introduction", pp.1–18 in S. H. Preston (ed.), *The Effects of Infant and Child Mortality on Fertility*. New York : Academic Press.

Ryder, N. B.,

- 1975 "Reproductive Behaviour and the Family Life Cycle", (ed.) United Nations, Department of Economic and Social Affairs,

The Population Debate: Dimensions and Perspectives, Volume II: 278—88.

Schultz, T. W (ed.)

1974 *Economics of the Family*. Chicago: University of Chicago Press.

Shryock, Henry S. and Jacob S. Siegel

1973 *The Methods and Materials of Demography*. Washington, D.C.: The Government Printing Office.

United Nations

1973 *Methods of Projecting Households and Families*. New York: United Nations.

United States National Resources Planning Committee

1938 *The Problems of a Changing Population*. Washington, D. C.: The Government Printing Office.

Wachter, Kenneth W., Eugene A. Hammel, and Peter Laslett

1978 *Statistical Studies of Historical Social Structure*. New York: Academic Press.

Wolf, Arthur P.

1985 "Chinese Family Size: A Myth Revitalized", *The Chinese Family and its Ritual Behavior*. Taipei: Institute of Ethnology, Academia Sinica: 30—49.

Zeng, Yi

1986 "Change in Family Structure in China : A Simulation Study", *Population and Development Review* 12 (December): 675—703.

Changes of Household Composition in Taiwan

Kuanjeng Chen, Edward Jow-ching Tu, Yihou Lin

Abstract

This paper reports the results of a macro-simulation aimed at measuring the response of household composition to the population change. The response of household composition to the population change is a very complicated dynamic process. It involves the fertility, mortality, and nuptiality of the household members. The collective decision on co-residence is also relevant. Given the censused population of Taiwan at 1980 as the base population and some simplifying assumptions, our macro-simulation indicates that the proportion of nuclear household in the population tends to decrease along with the fertility, until a certain level is reached. The proportion then reverts to increase with further reduction in fertility.

Our simulation shows a pattern of changes in the proportion of nuclear household similar to that reported by Zeng(1986). The turning point of the proportion, defined by the fertility level, is quite different from Zeng's(1986) result, however. Allowing for fertility variation across cohorts in the base population, we found the proportion of nuclear household begins to shift upward when the

average completed fertility rate reaches the level of 4.32. Our result shows that in addition to the levels of fertility, mortality, and nuptiality, the effect of population change on household composition also depends on the differential participation of cohorts in fertility reduction. Given a history of rapid fertility decline, the fertility variation across cohorts in our base population carries with itself a large restraining power on the effect of fertility reduction. Response to further reduction in fertility is then limited.

The simulation further shows that changes in the propensity for co-residence can effect relatively large changes in the household composition. Since most surveys in Taiwan seem to indicate that the propensity for co-residence has been declining as the modernization progresses further, and given the fact that the fertility level in Taiwan has continued plunging to under-replacement, the proportion of nuclear household is expected to increase more rapidly in the near future.